UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

Modèles de demande agrégés et désagrégés à forme variable : résultats sur Montréal et Paris

par

Marc Gaudry

M. Gaudry est professeur titulaire au département de sciences économiques et directeur adjoint du centre de recherche sur les transports de l'Université de Montréal. Les travaux dont il est question ici ont été subventionnés dans des proportions diverses par les organismes suivants: Transports Canada, les ministères de l'Education et des Affaires Intergouvernementales du Québec, le Conseil de la Recherche en Sciences Humaines et Sociales et le Conseil de la Recherche en Sciences Naturelles et en Génie du Canada et la Fondation Alexander von Humboldt. L'auteur remercie par ailleurs la Régie Autonome des Transports Parisiens, qui a fourni des données, et l'Institut für Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsforschung der Universität Karlsruhe; Reiner Koblo et Paul Hamelin ont contribué à titre d'assistants. Ulrich Blum a fait d'utiles commentaires.

Institut für Wirtschaftspolitik und Wirtschaftsforschung
Discussion Paper 2/85
Universität Karlsruhe

Centre de recherche sur les transports --Publication # 383
Département de sciences économiques --Cahier # 8507
Université de Montréal

Décembre 1984; révisé en mars 1985

RESUME

Nous prenons deux exemples de modèles de demande de transport et nous montrons que l'utilisation des transformations de Box et Cox permet, tant dans le cas montréalais que dans le cas parisien, de mieux rendre compte des données que certaines formes prédéterminées. Dans le premier cas, celui d'un modèle de niveau agrégé en séries chronologiques, nous rejetons une forme multiplicative ou log-linéaire au profit de la forme linéaire; dans le second, celui d'un modèle probabiliste désagrégé (logit), nous rejetons la forme multiplicative et la forme linéaire au profit de la racine carrée des variables explicatives. Dans les deux ensembles de résultats, le signe de certaines variables et plusieurs élasticités de la demande varient selon la forme choisie. Nous prétendons que les résultats obtenus lorsque les données elles-mêmes déterminent la forme fonctionnelle sont *généralement meilleurs* que ceux qui sont obtenus avec des formes prédéterminées différentes de la forme "optimale". Les résultats présentés pour le modèle à six modes des déplacements domicile-travail à Paris sont nouveaux et ressemblent à des résultats obtenus en Australie avec un modèle à deux modes de transport.

MOTS-CLES ; DEMANDE, MONTREAL, PARIS, MODELE AGREGE, MODELE DESAGREGE, TRANSFORMATION DE BOX ET COX

ABSTRACT

We consider the impact of using a Box-Cox transformation on an aggregate time-series model for Montreal and on a disaggregate logit mode choice model for Paris. We show that the transformation significantly improves the statistical fit when the results are compared to those of current particular popular forms. In the first case, we reject the multiplicative (log-linear) form and accept the linear form; in the second, we reject both linear and log-linear forms of the representative utility function and accept a square root (generalized Leontieff) form. We show that the statistical significance, signs and elasticities of variables of interest to transport planners can be affected by the use of the transformation. We claim that results obtained when the data decide on the form are generally better than those associated with different specific forms --at least in the case of credible models. Although the results for Montreal are already known, those for the six-mode Paris model are new and closely resemble those obtained by other authors with a two-mode Australian model.

KEY WORDS : DEMAND, MONTREAL, PARIS, AGGREGATE MODEL, DISAGGREGATE MODEL, BOX-COX TRANSFORMATION

ZUSAMMENFASSUNG

An Hand von zwei Verkehrsnachfragemodellen soll beispielhaft gezeigt werden, daß die Verwendung einer Box-Cox-Transformation der Daten im Falle der Untersuchung von Montreal ebenso wie von Paris zu einer güstigeren statistischen Anpassung des Modells führt als übliche Formen der Modellspezifikation. Im ersten Untersuchungsfall - einem aggregierten Zeitreihenmodell - wird ein linearer Ansatz anstelle eines multiplikativen ausgewählt; im zweiten Untersuchungsfall auf der Grundlage eines disaggregierten probabilistischen (logit-) Modells werden sowohl die lineare als auch die multiplikative Spezifikation zugunsten einer (verallgemeinerten Leontieff-) Quadratwurzelform verworfen. Es läßt sich in beiden Fällen zeigen, daß die statistische Signifikanz sowie die Vorzeichen und Elastizitätskoeffizienten der den Verkehrsplaner interessienden Variablen von der Transformation beeinflußt werden. Es wird behauptet, daß im allgemeinen die Ergebnisse besser sind, wenn die Daten über die Form des Modells entscheiden als wenn unterschiedliche spezielle Ansätze zugrundegelegt werden. Die angegebenen Ergebnisse von Montreal sind bekannt, die des Modells von Paris, das sechs Verkehrsmittel berücksichtigt, sind neu; letztere bestätigen die von anderen Autoren mit einfacheren Modellansätzen gefundenen Funktionsformen, die nur zwei Verkehrsmittel berücksichtigen.

SCHLUSSELBEGRIFFE : VERKEHRSNACHFRAGEMODELLE, MONTREAL, PARIS, AGGEGIERTE MODELLE, DISAGGREGIERTE MODELLE, BOX-COX-TRANSFORMATION

SOMMAIRE

Résumé I
Sommaire II
1. Introduction 1
1.1. La notion simple de modèle de demande 1
1.2. Les transformations qui nous intéressent 1
2. Un modèle de niveau et agrégé 2
2.1. Le modèle DEMTEC à la C.T.C.U.M. 2
2.2. Résultats partiels 3
3. Un modèle probabiliste et désagrégé 5
3.1. Le LIN-LOGIT et le BC-LOGIT 5
3.2. Résultats avec un modèle de la R.A.T.P. 5
4. Conclusion 9
Bibliographie 10
Tableau 1. Demande agrégée, tous motifs, Montréal, 1956-1971
Elasticités et *t* de Student 4
Tableau 2. Choix modal LOGIT désagrégé, motif domicile-travail, Paris, 1976
Logarithme de la vraisemblance pour diverses valeurs de λ 7
Tableau 3. Choix modal LOGIT désagrégé, motif domicile-travail, Paris, 1976
Elasticités et *t* de Student 8

1. INTRODUCTION

Parmi l'ensemble des procédures utilisées en planification des transports, nous choisirons içi les modèles de demande pour en résumer une des orientations récentes: l'utilisation croissante de formes mathématiques souples. Plus précisément, nous illustrerons l'influence des transformations de Box et Cox sur les résultats de modèles utilisés dans la pratique.

1.1. La notion simple de modèle de demande

Les modèles qui nous intéressent peuvent être résumés par une fonction qui explique d_m, une mesure de la demande pour le mode de transport m, par un ensemble de variables E, des paramètres p et une erreur e_m:

$$d_m = d(E;\ p;\ e_m), \tag{1}$$

où nous négligeons d'expliciter la dimension de ces éléments. On sait que certains modèles expliquent des flux entre paires d'origines et de destinations à un moment donné alors que d'autres expliquent des séries d'observations faites sur un ou plusieurs marchés à divers moments consécutifs; nous en étudierons un de chaque catégorie plus loin. L'ensemble E comprend habituellement un sous-ensemble de facteurs appartenant aux groupes suivants:

- D: la demande elle-même (retardée),
- P: les prix des modes et des autres biens,
- M: la quantité et les caractéristiques des véhicules,
- N: les caractéristiques des réseaux: service, etc.
- Y: les caractéristiques des voyageurs ou marchandises,
- A: les niveaux ou nature des activités desservies.

Les paramètres p sont obtenus par calibration (calibrage ou calage) ou estimation et les erreurs e_m permettent l'égalité entre les membres gauche et droit de l'expression (1).

1.2. Les transformations qui nous intéressent

Dans la pratique, des formes fixes particulières de la fonction d(.) sont associées très fréquemment à chacune des étapes du processus classique de la planification des transports. Les modèles de génération (fréquence) sont la plupart du temps linéaires, les modèles de distribution sont multiplicatifs et les modèles de choix du mode sont souvent des LOGIT à fonctions d'utilité linéaires. Nous voulons rendre les modèles utilisés moins contraignants, et définir par la même occasion des modèles nouveaux, en utilisant la transformation de Box et Tukey, étudiée en premier par Anscombe et Tukey (1954), dont les formulations *directe* et *indirecte* sont respectivement:

$$K^{(\underline{l},m)} \begin{cases} ((K-\underline{m})^{\underline{l}}-1)/\underline{l}, & \text{si } \underline{l} \text{ différent de 0,} \\ ln\ (K-\underline{m}), & \text{si } \underline{l} \text{ tend vers 0,} \end{cases} \tag{2}$$

et

$$K^{(\lambda,m)} \begin{cases} (\lambda K+1)^{\frac{1}{\lambda}} + m, & \text{si } \lambda \text{ différent de 0,} \\ \exp(K) + m, & \text{si } \lambda \text{ tend vers 0.} \end{cases} \qquad (3)$$

Les transformations de Box et Cox (1964) s'obtiennent en posant m, dont la valeur doit être telle que l'expression $(K-m)$ soit toujours positive, égal à zéro. K représente une variable ou une fonction. En effet, nous appliquons içi ces transformations à des variables dépendantes et indépendantes, mais on peut aussi les appliquer à des membres entiers d'une équation: on trouvera plus des détails dans Gaudry (1982). Des valeurs particulières des paramètres λ et m permettent de retrouver les formes spécifiques usuelles; plus généralement, l'estimation des paramètres associés aux transformations permet de laisser les données déterminer une forme "optimale" ou, plus simplement, de comparer la forme estimée à une forme suggérée par la théorie, nos préjugés ou notre expérience...

2.UN MODELE DE NIVEAU ET AGREGE

Notre premier exemple de l'importance pratique du bon choix de la forme fonctionnelle est celui du modèle DEMTEC utilisé par la Commission de Transport de la Communauté Urbaine de Montréal (C.T.C.U.M.) depuis 1975 pour l'analyse des facteurs déterminants de sa clientèle et la prévision mensuelle.

2.1.Le modèle DEMTEC à la C.T.C.U.M.

Il s'agit d'un modèle agrégé en séries chronologiques mensuelles où toutes les variables sont définies pour l'ensemble du réseau de transport en commun. Pour chaque catégorie c de voyageurs, on peut écrire:

$$d_{c,t} = d_c((P_t, M_t, N_t, Y_t, A_t, ETC_t);\ p_c;\ e_{c,t}), \qquad (4)$$

où t désigne la période et le symbole nouveau ETC désigne les diverses variables particulières aux sources statistiques utilisées. La C.T.C.U.M. utilise une équation pour les adultes et une équation pour les écoliers; chacune comprend à peu près une trentaine de facteurs explicatifs. Le lecteur intéressé peut consulter à ce sujet Gaudry (1978).

La formulation économétrique de (4) est:

$$y_t = b_1(f_1(X_{1t})) + \cdots + b_K(f_K(X_{Kt})) + u_t, \qquad (5)$$

$$u_t = r_1 u_{t-1} + \ldots + r_m u_{t-m} + w_t. \qquad (6)$$

C'est à la variable dépendante et aux variables indépendantes strictement positives de l'équation (5) que nous allons appliquer une même transformation de Box et Cox: notre équation comprend alors les cas particuliers linéaire ($\lambda = 1$) et log-linéaire ou multiplicatif ($\lambda = 0$). La structure d'autocorrélation (6) est une approximation par un processus

autorégressif d'un mécanisme qui peut comprendre aussi une moyenne mobile: elle est fixée de façon à obtenir une erreur résiduelle w_t aléatoire à variance constante s_w.

2.2.Résultats partiels

Par maximisation de la vraisemblance, on obtient les paramètres $p = (b_1,\ldots,b_K; r_1,\ldots,r_R; s_w; l)$ grâce à un algorithme efficace (Liem *et al.*, 1983). De ces résultats, on peut tirer plusieurs éléments intéressants. Nous présentons au tableau 1 un échantillon des résultats comprenant les élasticités de la demande associées à quatre variables d'un intérêt particulier pour un monopole public, les t de Student (asymptotiques) des coefficients utilisés pour calculer ces élasticités, ainsi que la valeur de l, du logarithme de la vraisemblance de l'échantillon, et du R^2. Les estimations ont été faites avec des séries de 181 observations consécutives de décembre 1956 à décembre 1971. Les trois premières colonnes s'appliquent aux adultes et les trois dernières aux écoliers.

On remarquera que, pour l'équation des adultes aussi bien que celle des écoliers, la valeur estimée du l, présentée à la colonne 2.1, est entre 0 et 1. En utilisant le test du rapport des vraisemblances, on constate que ces valeurs estimées sont significativement différentes de 0 mais pas de 1. Dans les deux cas, on peut rejeter l'hypothèse que le modèle est log-linéaire ou multiplicatif avec une quasi-certitude mais on ne peut rejeter l'hypothèse que le modèle est linéaire, forme utilisée par la C.T.C.U.M. Mais qu'en est-il des résultats économiques?

Comparons les résultats du modèle multiplicatif à ceux du modèle comportant le l estimé. Dans le cas des adultes, les élasticités de la demande par rapport au temps d'attente et par rapport au temps de roulement ou de transport dans le véhicule sont plus raisonnables dans la colonne 2.1 que dans la colonne 0.1: on s'attend en effet à ce que les adultes soient plus sensibles au temps d'attente qu'au temps de transport proprement dit (notons d'ailleurs la hausse de la signification relative du temps d'attente entre ces deux colonnes). Dans le cas de l'équation des écoliers, les élasticités obtenues pour ces deux mêmes variables sont aussi plus raisonnables dans la colonne 2.1 que dans la colonne 0.1: les écoliers sont moins sensibles au temps d'attente qu'à l'argent dans la colonne 2.1; c'est l'inverse dans la colonne 0.1; de plus, le temps de roulement dans le véhicule a le signe attendu dans la colonne 2.1. On remarquera aussi que le transport en commun n'est un bien inférieur que dans la colonne 0.1 de l'équation des écoliers, puisque l'élasticité par rapport au revenu est positive partout ailleurs. Au total, les résultats obtenus avec la forme fonctionnelle estimée semblent plus raisonnables que les résultats associés au modèle multiplicatif. Même si on n'est pas d'accord sur ce jugement, on ne peut manquer de constater la différence importante entre les valeurs des élasticités associées à la forme "optimale" et les résultats des modèles multiplicatifs. Pour de plus amples informations sur les méthodes utilisées et une étude approfondie des deux équations, on consultera notre source (Dagenais *et al.*, 1984) qui comprend aussi une analyse de la demande urbaine d'essence.

Tableau 1

Demande mensuelle agrégée, tous motifs, Montréal, 1956-1971

Elasticités et *t* de Student

Clientèle		Adultes			Ecoliers		
		0.1	2.1	1.1	0.1	2.1	1.1
Forme fonctionnelle		LOG	BC(1)	LIN	LOG	BC(1)	LIN
Variables explicatives	Codes	Elasticités propres et (t)					
P: Tarif trans. en commun	FAD, FSCD	-0.15 (-2.53)	-0.15 (-2.15)	-0.16 (-3.06)	-0.33 (-1.61)	-0.35 (-1.61)	-0.37 (-2.39)
N: Temps attente	TW	-0.25 (-1.88)	-0.38 (-3.26)	-0.35 (-3.16)	-0.94 (-2.00)	-0.25 (-0.88)	-0.14 (-0.66)
Temps roulement	TT	-0.53 (-8.43)	-0.24 (-5.57)	-0.27 (-6.64)	0.00 (0.00)	-0.36 (-1.43)	-0.42 (-1.72)
Y: Revenu hebd. réel	RAWEM	0.43 (1.80)	0.36 (1.38)	0.35 (1.41)	-0.33 (-0.47)	0.50 (0.86)	0.68 (1.30)
...Autres variables	...	...	...	...	...	...	...
Valeur de l (Box-Cox)		0.00	0.75	1.00	0.00	0.84	1.00
Log. de la vraisemblance		268.9	311.4	310.9	22.87	36.69	36.37
Pseudo R2		.95	.97	.97	.93	.94	.94

Note: la structure d'autocorrélation des erreurs de l'équation des adultes est constituée des ordres suivants: 1, 12, 13; celle de l'équation des écoliers est constituée des ordres 1, 3, 7, 9, et 12. Pour plus de détails, le lecteur peut consulter Dagenais et al. (1984) d'où nous avons tiré ces cas (des séries A-3 et S-2 du Tableau 1); cet article comprend aussi une mise en garde sur l'interprétation des t de Student associés aux coefficients b_k: en présence de transformations de Box et Cox, ces tests (ceux de la colonne 2.1 içi) ne sont pas invariants aux unités de mesure des X_k.

Lorsque nous avons fait nos premiers travaux sur l'application des transformations de Box et Tukey et de Box et Cox à la demande de transport (Gaudry et Wills, 1978), il n'y avait pas d'autres exemples de leur utilisation en transport (à l'exception d'un article non publié de Kau et Sirmans (1976)). On dispose aujourd'hui de plusieurs études qui confirment l'utilité de cette technique avec divers modèles agrégés de niveau appliqués à la demande de transport public (Wang et Skinner, 1984), à la demande d'essence (Greene, 1982) et de transport de marchandises (Wang et *al.*,1981).

3.UN MODELE PROBABILISTE ET DESAGREGE

Dans le modèle DEMTEC, la variable dépendante est un *niveau* de demande totale. D'autres modèles utilisent une *probablité* et estiment les paramètres à partir de données sur les déplacements individuels (représentés par des 1 et des 0). Ces modèles ont gagné en popularité depuis une dizaine d'années, le LOGIT surtout.

3.1.Le LIN-LOGIT et le BC-LOGIT

Ce modèle a la formulation suivante:

$$p_m = \exp(V_m)/(\exp(V_1) + \ldots + \exp(V_M)), \qquad (7)$$

où p_m représente la probabilité de choisir le mode m et les fonctions dites "d'utilité représentative" V_m peuvent s'écrire

$$V_m = b_{mo} + b_{m1}(f_{m1}(X_1)) + \ldots + b_{mK}(f_{mK}(X_K)). \qquad (8)$$

On distingue habituellement entre deux sous-ensembles de variables explicatives: les caractéristiques des modes, comme les groupes de variables P et N mentionnés dans l'introduction, et les caractéristiques socioéconomiques des consommateurs, normalement comprises dans les groupes M et Y:

$$(X_1,\ldots,X_K) = ({}^mX_c\ ,\ X_s), \quad c=1,\ldots,C;\ s=1,\ldots,S;\ C+S=K. \qquad (9)$$

L'indice m de ${}^mX_c$ signifie que seules les caractéristiques du mode m sont utilisées dans la fonction V_m; les X_c varient donc entre les fonctions d'utilité représentative alors que les X_s leur sont communs. Le LIN-LOGIT est par ailleurs caractérisé par le fait que les fonctions $f_{mk}(X_k)$ sont linéaires. Ce modèle est depuis plusieurs années le principal modèle outil d'explication du choix du mode de transport.

L'utilisation de transformations de Box et Cox, au lieu de fonctions linéaires (ou parfois d'ajustements spécifiques *ad hoc* comme le logarithme de certaines variables), permet en principe de mieux représenter la réaction des consommateurs, dont rien ne dit *a priori* que l'utilité soit linéaire dans les variables, et de faire de façon systématique un ajustement autrement laissé au hasard des essais de formulation des $f_{mk}(X_k)$. Le BC-LOGIT nécessite bien sûr plus de calculs que le LIN-LOGIT.

3.2.Résultats avec un modèle de la R.A.T.P.

Ce souci de détermination de la forme des fonctions d'utilité représentative n'est pas d'aujourd'hui. Train et McFadden (1978), par exemple, ont utilisé des considérations théoriques sur l'arbitrage des consommateurs entre les biens et le loisir pour utiliser une forme nonlinéaire particulière; Lerman et Louvière (1978) utilisent aussi une forme nonlinéaire (un cas particulier de la transformation inverse (3) qu'ils comparent à d'autres cas particuliers aussi *ad hoc*); nous avons (Gaudry et

Wills, 1978) utilisé le BC-LOGIT avec des données *agrégées* sur les parts de marché de quatre modes interurbains. Il faut attendre Hensher et Johnson (1981) et McCarthy (1982) pour avoir les premières applications du BC-LOGIT avec des données individuelles ou *désagrégées*: dans le premier cas, l'utilisation des transformations a beaucoup amélioré les résultats; pas dans le second, où l'auteur n'a pu rejeter l'hypothèse de linéarité.

Grâce à la collaboration de la R.A.T.P., nous avons pu faire un essai du BC-LOGIT avec une banque[1] de données tout à fait exceptionnelle et bénéficier d'un travail considérable fait avec le logiciel "s-logit" de Cambrige Systematics pour isoler un modèle de déplacements domicile-travail à 6 modes pour la région parisienne. Le lecteur intéressé à cette banque et à ces travaux pourra consulter notamment Moïsi *et al.* (1981) et R.A.T.P. et Cambridge Systematics (1982) dont est tiré (tableau 6-4, colonne F)[2] le modèle suggéré par la R.A.T.P. pour comparer le LIN-LOGIT au BC-LOGIT.

Ce modèle de référence explique le choix entre 6 modes de transport: la marche à pied, le deux roues avec moteur, la voiture particulière, le bus, la combinaison bus-rail et le rail (train ou métro). On y trouve 24 variables explicatives, dont 5 constantes b_{mo} (la sixième n'est pas identifiable): elles sont essentielles pour préserver l'invariance des résultats aux unites de mesure. L'échantillon de 1976 comprend 1447 déplacements faits dans la région parisienne aux heures de pointe du matin (de 6h30 à 9h30) durant lesquelles ont lieu 80% des déplacements domicile-travail.

Nous avons utilisé une transformation de Box-Cox et exécuté les estimations avec le logiciel "blogit" (Crittle et Johnson,1980). On trouvera au tableau 2 les valeurs du logarithme de la vraisemblance associées à diverses valeurs de λ. On y constate que la fonction n'est pas plate et qu'elle a un maximum unique et clair à λ=0.5. Cette valeur est très significativement différente et de 0 et de 1: le modèle optimal du point de vue statistique utilise donc la racine carrée des variables. Les fonctions d'utilité représentatives sont alors des Léontieff généralisées, au sens de Diewert (1971), résultat identique à celui obtenu en Australie par Hensher et Johnson (1981) avec des déplacements domicile-travail et deux modes de transport.

---

[1] Bande R.A.T.P. #10988, "Banque de données pour l'estimation de modèles désagregés sur la région parisienne".

[2] La forme linéaire présentée au tableau 3 plus loin diffère apparemment du modèle de référence présenté à la colonne F par l'utilisation de la variable TBUSP dans la fonction d'utilité du mode mixte "bus + rail" (et dans celle du mode rail, où elle est sans effet) en plus de son inclusion dans celle du mode bus. Cet ajout n'a pas d'effet significatif sur les résultats linéaires et a un effet insignifiant sur la courbe traçable à partir des valeurs du tableau 2.

Tableau 2

Choix modal LOGIT désagrégé, motif domicile-travail, Paris, 1976

Logarithme de la vraisemblance pour diverses valeurs de $\underline{l}$

$\underline{l}$	Log (Vrais.)	$\underline{l}$	Log (Vrais.)
-0.50	-958.96	0.55	-904.73
0.00	-919.31	0.60	-904.90
0.20	-909.72	0.70	-907.06
0.30	-906.48	0.80	-910.33
0.40	-904.55	1.00*	-911.82
0.45	-904.22	1.50	-950.73
0.50	-904.03 (Maximum)		

*La valeur présentée au tableau 6-4, colonne F, de R.A.T.P. et Cambridge Systematics (1982) est -913.

Mais si le BC-LOGIT domine complètement le LIN-LOGIT du point de vue statistique, qu'en est-il des résultats économiques? Le logiciel "blogit" a l'avantage[3] de calculer les élasticités en plus des coefficients; ces derniers, en effet, sont d'un intérêt limité puisqu'ils dépendent des unités de mesure et se prêtent mal à une lecture intuitive et rapide. Ce calcul produit les élasticités des parts de marché ("weighted aggregate elasticities") des modes considérés. On trouvera au tableau 3 les *t* de Student (conditionnels aux valeurs de $\underline{l}$) des coefficients et les élasticités propres (ou directes, c'est à dire l'impact sur le mode inscrit en tête de colonne[4]). Pour chaque variable, la première ligne présente les résultats du modèle de référence, ou cas linéaire ($\underline{l}$=1); à la deuxième ligne, on trouve les résultats à l'optimum ($\underline{l}$=0.5). Il y a lieu de remarquer que:

-si on ignore les constantes spécifiques, l'utilisation de la transformation hausse les statistiques *t* de 9 des variables explicatives proprement dites et a l'effet inverse pour 9 autres variables; le *t* de la 19 ème variable explicative est inchangé;

-par contre, *tous* les *t* des 5 constantes spécifiques sont plus bas à l'optimum que dans le cas linéaire. Ceci suggère

[3]Par contre, la valeur de la vraisemblance qui y est présentée sous l'hypothèse que l'ensemble coefficients des variables explicatives sont nuls ne semble pas tenir compte du fait que tous les individus n'ont pas accès à tous les modes; en conséquence, le R^2 calculé pour ces échantillons n'est qu'approximatif.

[4]Les élasticités croisées pour les cas $\underline{l}$=1 et $\underline{l}$=0.5 sont disponibles sur demande.

Tableau 3

Choix modal LOGIT désagrégé, motif domicile-travail, Paris, 1976

Elasticités et t de Student

Modes de transport			M.&P.	2R.	V.P.	Bus	B.+R.	Rail
Variables explicatives	Codes	t	Elasticités propres					
P: Coût trajet 2 roues à moteur	CTRA/2R	-1.38	-.41					
		-2.15	-.78					
Coût trajet v. p./rev. c.s.p. 3	CTRA:R/3	-3.27			-.11			
		-4.15			-.17			
Prix trajet t. en c./rev. dist.	CTC:(R*D)	-1.70				-.10	-.05	-.03
		-0.21				-.01	-.01	-.00
Coût stat./revenu c.s.p. 1,3	CPK:R/13	-3.23			-.01			
		2.76			.00			
Coût stat./revenu c.s.p. 2,4	CPK:R/24	-2.48			-.01			
		1.70			.00			
M: Nombre voitures part./actifs	NVP:NA	6.05			.28			
		6.92			.33			
N: Temps trajet marche à pied	TTRA/MAP	-13.63	-.76					
		-15.39	-.89					
Temps trajet 2 roues motorisés	TTRA/2R	-1.77		-.60				
		-1.09		-.43				
Temps trajet voit. particulière	TTRA/VP	-4.62			-.28			
		-3.76			-.28			
Constante conduite dans Paris	CSTE/VPP	-4.59			-.17			
		-1.98			-.48			
Temps trouver stat., c.s.p. 5	TPK5	-3.51			-.04			
		-2.72			-.05			
Temps trouver stat., c.s.p. 6-8	TPK678	-1.66			-.02			
		-0.82			-.01			
Temps attente et correspondance	ATT+TRC	-5.38				-.39	-.69	-.22
		-6.59				-.50	-.67	-.27
Temps rabattement court	TRABC	-3.60				-.34	-.33	-.26
		-3.64				-.32	-.30	-.20
Temps excédentaire rabatt. long	TRABL	-7.04				-.01	-.07	-.13
		-7.39				-.01	-.08	-.12
Temps roulement (sauf bus Paris)	TROUL	-2.88				-.24	-.47	-.19
		-3.01				-.24	-.41	-.19
Temps bus dans Paris	TBUSP	-5.71				-.40	-.15	-.00
		-5.71				-.34	-.15	-.00
Y: Sexe masculin	SEXE	3.32		.45				
		3.36		.45				
Chef du ménage	ILCM	6.43		.16				
		6.32		.16				
ETC: Constantes spécifiques	CSTEm		7.37	-1.22	-2.76	-1.88	-7.68	---
			2.54	-1.02	-1.72	-1.08	-6.23	---

Pour chaque variable explicative, les résultats inscrits en première ligne sont ceux du cas linéaire (l=1) et les résultats inscrits en deuxième ligne sont ceux du point de vraisemblance maximale (l=0.5). Les t de Student et les élasticités proviennent de chiffres coupés à la deuxième décimale, sans arrondissement.

que les constantes destinées à représenter des éléments spécifiques à chacun des modes (et dont les autres variables rendent mal compte) compensaient dans le cas linéaire pour l'erreur de formulation de la forme fonctionnelle;

-deux des variables, celles qui représentent les coûts de parking, ont changé de signe; comme la première représente[5] les catégories socio-professionnelles à revenus élévés, il est possible que ces coûts aient d'autant plus de chances d'être payés par les employeurs que les revenus sont plus élevés --et qu'en conséquence le signe approprié pour cette variable soit le signe obtenu avec la transformation de Box et Cox (positif); l'instabilité du signe de la seconde variable suggère la présence d'un problème sous-jacent de formulation;

-la transformation a un effet d'à peu près 20% sur plusieurs des élasticités des variables les plus significatives (ayant des t plus grands que 5): le nombre de voitures, le temps de trajet à pied et le temps d'attente et de correspondance.

4.CONCLUSION

Nous avons montré que l'utilisation de formes fonctionnelles souples, comme les transformations de Box et Cox, pouvait permettre de mieux rendre compte des données que des formes *prédéterminées*. Dans le premier cas, celui d'un modèle agrégé en séries chronologiques, nous avons rejeté la forme multiplicative au profit de la forme linéaire; dans le second, celui d'un modèle probabiliste désagrégé en coupe instantanée, nous avons rejeté et la forme multiplicative et la forme linéaire au profit d'un point intermédiaire. Nous avons fait remarquer que la forme fonctionnelle avait un effet sur le signe des paramètres et sur la valeur des élasticités qui nous intéressent; ceci ne devrait guère surprendre ceux qui font en catimini des essais de diverses formes spécifiques et publient les résultats qu'ils préfèrent. Nous suggérons de rendre explicite et systématique cette recherche: sur des modèles crédibles, les résultats obtenus devraient, comme ici, être *au moins aussi bons* que ceux obtenus avec des formes prédéterminées.

---

[5]Les catégories socio-professionnelles (c.s.p.) comprennent: 1 = industriels, gros commerçants, professions libérales; 2 = artisans, petits commerçants; 3 = cadres supérieurs, ingénieurs, professeurs; 4 = cadres moyens; 5 = employés; 6 = contremaitres, ouvriers qualifiés; 7 = ouvriers spécialisés, manoeuvres; 8 = agriculteurs, gens de maison.

BIBLIOGRAPHIE

1. Anscombe F. J. and Tukey J. W. (1954) *The criticism of transformations.* Paper presented before the American Statistical Association and Biometric Society. Montreal.

2. Box G.E.P. and Cox D.R. (1964) An analysis of transformations. *J.Royal Statistical Soc.* Series B, 26, 211-214.

3. Crittle F. J. and Johnson L. W. (1980) Basic Logit (BLOGIT) -- technical manual *Australian Road Research* Board, ATM no 9.

4. Dagenais M. G., Gaudry M. J. I. and Liem T. C. (1984) *Urban travel demand: the impact of Box-Cox transformations with nonspherical residual errors* Publication # 358, Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal.

5. Diewert, E. (1971) An Application of the Shephard Duality Theorem *Journal of Political Economy 79, 3, 481-507.*

6. Gaudry M. J. I. (1978) Seemingly unrelated static and dynamic urban transit demands *Transportation Research* 12,195-211.

7. Gaudry M. J. I. (1982) *Functional form and stochastic specification: current applications to aggregate time-series and cross-sectional travel demand models* Publication # 260 Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

8. Gaudry M. J. I. and Wills M. J. (1978) Estimating the functional form of travel demand models *Transportation Research* 12, 4, 257-289.

9. Greene D. (1982) State-level stock system model of gasoline demand *Transportation Research Record* 801, 44-50.

10. Hensher D. A. and Johnson L. W. (1981) Behavioural response and form of the representative component of the indirect utility function in travel mode choice *Regional Science and Urban Economics* 11, 559-572.

11. Kau J. B. and Sirmans C.F. (1976) *The functional form of the gravity model: a new technique with empirical results* Presented at the North American Meeting of the Regional Science Association in Toronto. Publié en 1979 sous le titre de "The Functional Form of the Gravity Model" dans *International Regional Science Review* 4, 127-136.

12. Lerman S. R. and Louvière J. J. (1978) On the use of functional measurement to identify the functional form of the utility expression in travel demand models *Transportation Research Record* 673, 78-86.

13. Liem T. C., Dagenais M. G. and Gaudry M. J. I. (1983) *L-1.1, a program for Box-Cox transformations in regression models*

with heteroskedastic and autoregressive residuals Publication # 301, Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal.

14. McCarthy P. S. (1982) The temporal stability of disaggregate travel demand models *Transportation Research* B 16, 266-276.

15. Mofsi F., Raison M. and Silman L. (1981) A mode-split model with multiple transit modes *Proceedings of the PTRC Summer Annual Meeting.*

16. R.A.T.P. et Cambridge Systematics (1982) *Etudes de politiques de transport en région Ile-de-France. Mise au point et utilisation de modèles désagrégés de choix modal.* R.A.T.P., Direction des études générales, Service GL, 53ter Quai des Grands Augustins, Paris 6ème, juin.

17. Train K. and McFadden D. (1978) The goods/leisure trade-off and disaggregate work trip mode choice models *Transportation Research* 12, 349-353.

18. Wang G. H. K., Mailing W. and McCarthy E. (1981) Functional forms and aggregate U.S. domestic air cargo demand *Transportation Research* A 15, 249-256.

19. Wang G. H. K. and Skinner D. (1984) The impact of fare and gasoline price changes on monthly transit ridership: empirical evidence from seven U.S. transit authorities *Transportation Research* B 18, 29-41.